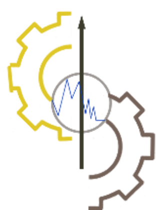
E-ISSN: 2717-4581 | P-ISSN: 2783-1345



Innovation Management and Operational Strategies

www.journal-imos.ir

Inov. Manage. Oper. Stra. Vol. 4, No. 2 (2023) 198–207.





Paper Type: Original Article

Investingating the Causal Relationship between Poverty and Corruption in the Middle East Countries (Granger-Hsiao, Toda and Yamamoto Causality Approach in Panel Data)

Hadis Piri[1,*], Aziz Maraseli[2]

[1] *Department of Economics, Shahroud University of Technology, Shahroud, Iran; hadispiri1993@gmail.com.*
[2] *Department of Economics, Ferdowsi University of Ilam, Ilam, Iran; a.maraseli@ilam.ac.ir.*

Citation:



Piri, H., & Maraseli, A. (2023). Investingating the causal relationship between poverty and corruption in the middle east countries (Granger-Hsiao, Toda and Yamamoto causality approach in panel data). *Innovation management and operational strategies,* 4(2), 198-207.

Received: 17/11/2021 Reviewed: 19/12/2021 Revised: 21/02/2022 Accepted: 08/03/2022

Abstract

Purpose: The main objective of this paper is to investigate the relationship between poverty and corruption in Middle Eastern countries over the years 1390-1398 using the Granger - Granger causality test, granger and Yamamoto in the panel data.

Methodology: The population studied includes countries in the Middle East. Data panels on these countries have been collected from reliable international sources, including the World Bank, and tested using Eviews software. The variables used in this study include comparative poverty, corruption, gross domestic production variables, labour force, inflation rate, unemployment rate, and wage growth rate.

Findings: The study results show that the relationship between poverty and corruption in Middle Eastern countries is a one-way causality relationship from poverty to corruption in the Middle Eastern countries, meaning that by increasing poverty, corruption increases. This unilateral causality relationship is confirmed unilateral in both causality approaches.

Originality/Value: The study showed that by providing proper training, the government could prevent corruption and increase public awareness by creating educational bases at the level of countries and providing easy access to them for the general public. Then, the government, considering the problems of all classes of people, motivates them to go less towards corruption as much as possible. Also, providing gratuitous assistance to society's weak classes will prevent these problems as much as possible.

Keywords: Poverty, Corruption, Granger causality, Granger–Hsiao, Toda and Yamamoto.

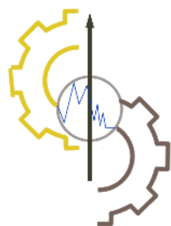


Corresponding Author: hadispiri1993@gmail.com



http://dorl.net/dor/20.1001.1.27831345.1402.4.2.7.9
https://doi.org/10.22105/imos.2022.315517.1188





Innovation Management & Operational Strategies

مدیریت نوآوری و راهبردهای عملیاتی

دوره ۴، شماره (۲)، (۱۴۰۲)، ۲۰۷-۱۹۸

www.journal-imos.ir



نوع مقاله: پژوهشی



بررسی رابطه علیت بین فقر و فساد در کشورهای خاورمیانه (رهیافت علیت گرنجر، گرنجر-هشیائو، تودا و یاماماتو در داده‌های تابلویی)

حدیث پیری[1,*]، عزیز مراسلی[2]

[1]گروه اقتصاد، دانشگاه صنعتی شاهرود، شاهرود، ایران.

[2]گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی ایلام، ایلام، ایران.

چکیده

هدف: هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه علیت بین فقر و فساد در کشورهای خاورمیانه طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۰ با استفاده از آزمون علیت گرنجر، گرنجر-هشیائو، تودا و یاماماتو در داده‌های تابلویی (*Panel Data*) می‌باشد.

روش‌شناسی پژوهش: جامعه آماری موردمطالعه در این تحقیق شامل کشورهای عضو خاورمیانه است. اطلاعات پانل دیتا در مورد این کشورها از منابع معتبر بین‌المللی، ازجمله بانک جهانی جمع‌آوری‌شده است که با استفاده از نرم‌افزار *Eviews* مورد آزمون قرار گرفت. متغیرهای استفاده‌شده در این تحقیق شامل فقر نسبی، فساد، متغیرها تولید ناخالص داخلی، نیروی کار، سرمایه‌گذاری عمرانی، نرخ تورم، نرخ بیکاری و نرخ رشد دستمزد می‌باشند.

یافته‌ها: نتایج مطالعه حاکی از بین متغیر فقر و فساد در کشورهای خاورمیانه، یک رابطه علیت یک‌طرفه از سوی فقر به فساد در کشورهای خاورمیانه برقرار است به این معنا که با افزایش فقر، فساد افزایش پیدا می‌کند. این رابطه علیت یک‌طرفه در هر دو رویکرد علیت تایید می‌شود.

اصالت/ارزش‌افزوده علمی: نتایج نشان داد که دولت با ارایه آموزش‌های صحیح می‌تواند از بروز خیلی از فسادها جلوگیری کند و هم‌چنین با ایجاد پایگاه‌های آموزشی در سطح کشورها و دسترسی آسان به آن برای عموم مردم به هوشیاری مردم اضافه کند. سپس توجه و بررسی مشکلات همه طبقات مردم نه‌فقط بررسی مشکلات قشر خاصی از مردم و حل مشکلات تا حد امکان باعث ایجاد انگیزه در مردم شده که کم‌تر به سمت‌وسوی فساد بروند و با دادن کمک‌های بلاعوض به قشرهای ضعیف جامعه تا حدی از بروز این مشکلات جلوگیری نماید.

کلیدواژه‌ها: فقر، فساد، علیت گرنجر، علیت گرنجر-هشیائو، تودا و یاماماتو.

۱- مقدمه

فقر یکی از خطرناک‌ترین پدیده‌های اجتماعی است که می‌تواند حیات اقتصادی، سیاسی و فرهنگی یک ملت را تهدید کند. با توجه به این‌که فقر در کشورهای درحال‌توسعه به‌صورت گسترده و شدید بروز یافته است، توجه به این پدیده لازم و ضروری می‌باشد. از سوی‌دیگر، فساد یک علت فقر و یک مانع برای ریشه‌کن کردن موفق فقر است که می‌تواند اقدامات کشورهای مختلف را به‌منظور کاهش فقر بی‌نتیجه سازد. پدیده فساد، مانعی پایدار در جهت اقدامات و تلاش‌های انجام‌گرفته توسط کشورها در زمینه تغییرات سیاستی، اقتصادی و اجتماعی برای رسیدن به اهداف مطلوب آن‌ها تلقی می‌گردد. بررسی‌ها نشان می‌دهد فساد در تمام کشورهای جهان، حتی در بسیاری از کشورهای

* نویسنده مسئول



hadispiri1993@gmail.com

http://dorl.net/dor/20.1001.1.27831345.1402.4.2.7.9



توسعه‌یافته وجود دارد؛ اما این پدیده در برخی از کشورهای درحال‌توسعه که ساختارهایی سست و آسیب‌پذیر دارند، به‌مراتب زیان‌بارتر است؛ زیرا اثرات مخربی بر حقوق مالکیت، قوانین و انگیزه‌های سرمایه‌گذاری داشته و می‌تواند به کاهش رشد اقتصادی منجر شده و درنتیجه فقر را به‌مرورزمان گسترش دهد. این در حالی است که خود فقر می‌تواند سبب بروز و گسترش فساد شود. در زمینه بررسی رابطه علیت بین فقر و فساد می‌توان بیان کرد که سانجیف گوپتا و همکاران [1]، دنسر و جونالپ [2]، آنور و کیونسو [3] معتقدند که شاخص فقر و فسادهای اقتصادی رابطه مثبتی با یکدیگر خواهند داشت [2]، [4]، [5]. اوگبورو و آبیمیکو [5]، آجیسافه [4] معتقدند که فساد بر کاهش فقر تاثیر منفی خواهد داشت [3]،[6].

راه‌های ارتباط فقر با فساد متعدد و بی‌شمار است و اگرچه این رابطه در مطالعه‌های زیادی موردبررسی قرار گرفته؛ اما این سوال که آیا یک رابطه علی بین فساد و فقر براساس مدل داده‌های ترکیبی وجود دارد یا نه؟ کم‌تر موردتوجه قرار گرفته است؛ هم‌چنین مساله اصلی نسبت به این‌که، تاثیر افزایش فقر نسبت به فساد از یک‌سو و تاثیر افزایش فساد نسبت به فقر از سوی‌دیگر چگونه است؟ به‌عنوان دغدغه اصلی این مطالعه مطرح شده است. به‌عبارت‌دیگر، اکثر مطالعاتی که رابطه بین فقر و فساد را بررسی کرده‌اند، ممکن است به نتایجی در زمینه علیت بین آن دو تنها براساس مدل‌هایی که همبستگی را نشان می‌دهند دست یافته باشند. با توجه به اهمیت این موضوع، در این تحقیق سعی شده است تا با بهره‌گیری از رویکرد علیت گرنجر در داده‌های تابلویی به بررسی رابطه علیت بین فقر و فساد، برای کاهش فساد، از طریق سیاست‌های ضد فقر اقدام شود و استراتژی‌های کاهش فقر و مبارزه با فساد و تلاش در جهت کاهش فقر به‌وسیله اقدامات جدی برای کاهش فساد دنبال گردد.

این مطالعه درنظر دارد برای اولین بار، با روش علیت گرنجر، گرنجر-هشیائو، تودا و یاماماتو در طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۸ رابطه علیت بین فقر و فساد در کشورهای خاورمیانه را موردتوجه و بررسی قرار دهد که فرضیه‌های زیر را آزمون می‌کند: ۱- بین فقر و فساد رابطه علیت مثبت و معنادار برقرار است و ۲- با استفاده از روش علیت گرنجر، گرنجر-هشیائو، تودا و یاماماتو یک رابطه علیت یک‌طرفه از سوی فقر به فساد برقرار است که نشان می‌دهد با افزایش فقر، فساد افزایش پیدا می‌کند و این رابطه علی یک‌طرفه در هر دو رویکرد علیت تایید می‌شود. متغیرهای بکار گرفته‌شده شامل تولید ناخالص داخلی، نیروی‌کار، سرمایه‌گذاری عمرانی، نرخ تورم، نرخ بیکاری و نرخ رشد دستمزد می‌باشد. سازمان‌دهی تحقیق به این صورت خواهد بود که در ابتدا به بررسی مقدمه و رابطه علیت بین مصرف حامل‌های انرژی و رشد اقتصادی پرداخته می‌شود؛ سپس مبانی نظری و پیشینه تحقیق مرور می‌شود و در ادامه ضمن معرفی رهیافت علیت گرنجر، گرنجر-هشیائو و تودا و یاماماتو در داده‌های تابلویی به استخراج نتایج مدل پرداخته شده و در بخش پایانی مقاله نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارایه می‌شود.

۲- مروری بر ادبیات پژوهش

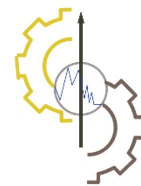
۲-۱- مبانی نظری تحقیق

تقریبا از اواخر قرن هجدهم بحث درباره پدیده‌های تورم و بیکاری و چگونگی رابطه بین این دو متغیر وجود داشته است؛ اما تبادل‌نظر جدی دراین‌باره از اواخر دهه ۱۹۵۰ با انتشار مقاله مشهور فیلیپس [7] تحت عنوان "رابطه بیکاری و نرخ دستمزدهای اسمی در انگلستان"، در سال ۱۹۵۸ شروع شد. ازآن‌پس اقتصاددانان و مکاتب اقتصادی مختلف همواره به‌نوعی در مورد این موضوع به تحقیق پرداخته‌اند. توان این رابطه به‌عنوان رابطه‌ای که بتواند راه‌گشای سیاست‌های اقتصادی باشد، بعضا موردتردید قرار گرفته است. در این قسمت به‌طور مختصر شکل‌گیری دیدگاه‌های مختلف در مورد منحنی فیلیپس را موردبررسی قرار می‌دهیم. اولین الگوی ساده منحنی فیلیپس به نوشته‌های اقتصاددان و فیلسوف اسکاتلندی، دیوید هیوم [8] (۱۷۱۱-۱۷۷۶) برمی‌گردد که یک شکل ساده از رابطه بین تغییر قیمت و بیکاری در طول زمان به شکل ذیل بیان می‌دارد.

$$U = g\left(\frac{dp}{dt}\right). \qquad (۱)$$

u انحراف بیکاری از نرخ طبیعی و dp/dt تغییر در سطح قیمت در طول زمان است. **رابطه (۱)** از این فرض سرچشمه می‌گیرد که اختلالات در بیکاری از خطا پیش‌بینی در قیمت ناشی می‌شود. اگر خطا در پیش‌بینی قیمت وجود داشته باشد بیکاری در سطح بالاتر از صفر قرار می‌گیرد. هیوم [8] معتقد است در شرایطی که افزایش قیمت‌ها ناشی از افزایش حجم پول و طلا باشد، بین بیکاری و تغییرات پیش‌بینی‌نشده در حجم پول و قیمت‌ها رابطه‌ای منفی برقرار می‌شود که این رابطه با کشف قیمت‌ها از بین می‌رود.

فیشر [9] اولین شواهد آماری را برای رابطه بین بیکاری و تغییر قیمت‌ها فراهم نمود. او با استفاده از داده‌های دوره زمانی (۱۹۱۵-۱۹۲۵) ضریب همبستگی بالایی حدود ۹۰% بین بیکاری u و وقفه اول تغییرات قیمت را به‌دست آورد.



کلاین و گلدبرگر [10] قبل از فیلیپس با استفاده از مدل اقتصادسنجی که در آن تفاضل دستمزد تابعی از بیکاری و وقفه قیمت‌ها درنظر گرفته‌شده، به‌نوعی منحنی فیلیپس اولیه را دست می‌یابند. نتایج نشان داد که بیکاری رابطه معکوس و وقفه تورم رابطه مستقیم، با تفاضل دستمزدها دارند. کلین و گلدبرگر [10] رابطه موردنظر را به‌عنوان تابع واکنش دستمزد پولی در پاسخ به مازاد تقاضای نیروی‌کار بیان کردند. در سال ۱۹۵۸ اقتصاددان نیوزیلندی به‌نام فیلیپس [11] براساس نتیجه تجربی که از داده‌های موجود نرخ تورم دستمزدها و بیکاری در انگلستان برای دوره زمانی (۱۹۵۸- ۱۸۶۱) به‌دست آورد به وجود یک رابطه منفی بین نرخ افزایش دستمزدها و بیکاری پی برد؛ این رابطه را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$\dot{W} = f\left(N^d - N^s\right),\ \ f' \geq 0. \quad (۲)$$

N^d تقاضای نیروی‌کار، N^s عرضه نیروی‌کار و $\dot{W}$ نرخ رشد دستمزد نیروی‌کار می‌باشد.

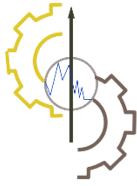
اگر u به‌عنوان شاخصی از مازاد تقاضا درنظر گرفته شود، خواهیم داشت:

$$\dot{W} = g(u). \quad (۳)$$

بر طبق نظر فیلیپس هنگامی‌که مازاد تقاضا برای کالا یا خدمات نسبت به عرضه آن‌ها ملاحظه شود، انتظار افزایش قیمت بروز می‌کند؛ هرچه مازاد تقاضا بیش‌تر باشد نرخ افزایش قیمت‌ها بیش‌تر است و برعکس، انتظار کاهش قیمت‌ها به وجود می‌آید. اگر تقاضا نسبت‌به عرضه کم‌تر باشد و کمبود تقاضا بیش‌تر بود، نرخ کاهش بیش‌تر خواهد شد. معقول به‌نظر می‌رسد اگر این اصل به‌عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده نرخ تغییرات دستمزد پولی محسوب گردد؛ بنابراین، اگر تقاضای مازاد برای نیروی‌کار موجود زیاد باشد و تعداد کمی از کارگران بیکار باشند، کارفرمایان نرخ دستمزدها را به‌سرعت افزایش می‌دهند تا کارگران بیش‌تری را به محیط‌های کار دعوت کنند؛ لذا دستمزدها به‌طور مداوم کمی بالاتر از نرخ دستمزد رایج پیشنهاد می‌شود تا کارگران بیش‌تری را از سایر صنایع و بنگاه‌ها جذب نمایند [11]. با توجه به گفته‌های فیلیپس رابطه بیکاری و نرخ دستمزدها منفی و محدب است. چنان‌چه بیکاری به مقدار ثابتی کاهش یابد دستمزدها با نرخ فزاینده‌ای افزایش پیدا می‌کنند و وقتی u به سمت صفر میل کند نرخ دستمزد به سمت بی‌نهایت میل خواهد کرد. برآوردهای تجربی توسط جورج پری و آکرلوف و همکاران [12]، [13] تحدب منحنی فیلیپس را در آمریکا به اثبات رساند.

ساموئلسون و سولو [14] برای اولین بار با استفاده از مفهوم منحنی فیلیپس به استخراج رابطه بین نرخ بیکاری و نرخ تورم قیمت‌ها برای اقتصاد آمریکا پرداختند. آن‌ها معتقدند که سیاست‌گذاران می‌توانند سیاست‌های پولی و مالی را جهت دستیابی به ترکیب‌های مختلف بیکاری و تورم تنظیم نموده و هر نقطه روی منحنی فیلیپس می‌تواند یک هدف سیاست‌گذاری قابل حصول تلقی گردد. به‌عبارت‌دیگر جایگزینی بین تورم و بیکاری امکان‌پذیر است. ولیکن مطالعات فیلیپس [15] و فریدمن [16] که در اواخر دهه ۱۹۶۰ انجام‌شده نشان داد که در بلندمدت رابطه‌ای بین تورم و بیکاری وجود ندارد. آن‌ها بیان داشتند که واحدهای اقتصادی در کوتاه‌مدت ممکن است نتوانند به‌طور کامل انتظارهای خود را تعدیل نموده و درنتیجه رابطه منفی بین تورم و بیکاری ملاحظه گردد؛ لذا در کوتاه‌مدت اعمال سیاست پولی می‌تواند بر تولید و اشتغال اثرگذار باشد؛ اما در بلندمدت با تعدیل کامل انتظارها توسط فعالان اقتصادی رابطه تورم و بیکاری از بین می‌رود. مطالعات فریدمن و فیلیپس نشان می‌دهد که منحنی فیلیپس در طول زمان به سمت بالا و راست صعود می‌کند که این حرکت بیانگر بی‌ثباتی پارامترهای منحنی فیلیپس در طول زمان است. شواهد تجربی آمریکا در دهه ۱۹۷۰ موید این مطلب می‌باشد. به اعتقاد فریدمن [16] سه تحول سبب کمرنگ شدن نقش منحنی فیلیپس اولیه شد؛ ۱- محققین دستمزدهای اسمی را به‌جای دستمزدهای حقیقی در تحلیل تجربی بکار بردند، ۲- نتایج الگوی اولیه فیلیپس با به‌کارگیری این مدل در نقاط دیگر دنیا تایید نگردید که نشان از عدم ثبات آن داشت و ۳- ظهور پدیده تورم سبب رکودی در دهه هفتاد شد که باعث گردید تورم و بیکاری به‌طور هم‌زمان افزایش یابند [17]. افزایش قیمت نفت در اوایل دهه ۱۹۷۰ موجب بروز هم‌زمان دو پدیده تورم و بیکاری در غرب شد. تورم رکودی یا هم‌زمانی تورم و بیکاری پدیده‌ای است که شیب منفی یا حتی عمودی منحنی فیلیپس را رد کرده و آن را با شیب مثبت ظاهر نمود. کلاسیک‌های جدید با ادغام انتظارهای عقلایی، شفافیت کامل بازارها و هم‌چنین نرخ بیکاری طبیعی فریدمن و فیلیپس، نشان دادند که سیاست‌های طرف تقاضا روی اشتغال و تولید حتی در کوتاه‌مدت نیز اثری ندارد. به‌نظر نئو کلاسیک‌ها فعالان اقتصادی از تمام اطلاعات موجود و تجربیات قبلی استفاده نموده و انتظارهای خود را به‌صورت بهینه تنظیم می‌کنند. بر این اساس تمایز بین بلندمدت و کوتاه‌مدت از بین می‌رود. تنها چنان‌چه به‌دلیل عوامل اتفاقی و پیش‌بینی‌نشده انحراف از سطح نرخ طبیعی بیکاری به وجود آید، شوک‌ها و عوامل اتفاقی می‌توانند باعث اثرگذاری بر متغیرهای حقیقی

شوند؛ بنابراین، انتظار می‌رود که منحنی فیلیپس حتی در کوتاه‌مدت نیز عمودی شود. سیاست پولی انبساطی که هدف آن کاهش بیکاری است بدون این‌که متغیرهای دیگری مثل اشتغال و تولید را تغییر دهد؛ منحصرا به افزایش تورم منتهی خواهد شد. لوکاس [18] به‌عنوان یکی از رهبران کلاسیک‌های جدید معتقد است که پارامترهای موجود در مدل‌های اقتصادسنجی که با اتکا بر رفتار گذشته واحدهای اقتصادی برآورد گردیده‌اند، ضرورتا برای رفتار آتی این واحدها صادق نخواهند بود. تغییر سیاست‌ها و برنامه‌های اقتصادی این امکان را به وجود می‌آورد که واحدهای اقتصادی در شرایط متفاوت رفتار متفاوتی از خود بروز دهند. ازاین‌رو فرض ثبات پارامترها در مدل‌های اقتصادسنجی فرض قابل قبولی نخواهد بود. از آن‌جایی که آزمون ثبات پارامترهای منحنی فیلیپس به‌عنوان کاربردی برای آزمون نقد لوکاس تلقی می‌شود، لازم است تا با ذکر مثالی از فوهرر و موور [19] مبنای نظری نقد لوکاس را روشن‌تر معرفی نماییم. فرض کنید رابطه زیر فرم تعمیم‌یافته منحنی فیلیپس باشد:



$$\pi_t = \pi_t^e - \beta(u_{t-1} - u^n) + \varepsilon_t. \qquad (۴)$$

که در آن، π_t نرخ تورم در دوره t، π_t^e نرخ انتظاری تورم، u نرخ بیکاری و u^n نرخ طبیعی بیکاری می‌باشد. با فرض این‌که شکل‌گیری انتظارهای مردم به‌صورت تطبیقی[1] بوده یا به‌عبارت‌دیگر مردم انتظارهای خود از آینده را بر اساس تجربه خود از گذشته شکل دهند، این نتیجه ساده را می‌توان به صورت **رابطه (۵)** به‌دست آورد.

$$\pi_t^e = \sum_{i=1}^{n} a_i \pi_{t-i}. \qquad (۵)$$

براساس رابطه فوق برای شکل‌گیری انتظارها در آینده، تجربه تورم در n دوره گذشته مدنظر قرار خواهد گرفت. فرض کنید که مقدار α در هر دوره برابر با $n/1$ و در یکی از سال‌های گذشته (برخی از آن‌ها) شرایط تورمی بسیار عمیق و متفاوت از سال‌های دیگر بوده باشد؛ بنابراین، چنان‌که مردم در شکل‌دهی انتظارهای خود برای آن سال نقش موثرتری قایل شوند، مدل فوق برای شکل‌دهی انتظارها در آینده قابل‌استفاده نخواهد بود. به همین منوال تغییر در سیاست‌های اقتصادی می‌تواند انتظارها را تحت‌تاثیر قرار داده، به‌نحوی‌که رفتار مردم در یک رژیم سیاستی گذشته قابل‌تعمیم به پیش‌بینی رفتار آتی آن‌ها در رژیم سیاستی جدید نباشد. درنتیجه پارامترهایی که رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی را در رژیم سیاستی گذشته بیان می‌کرده‌اند نخواهند توانست رابطه‌ها بین متغیرها در رژیم سیاستی جدید را توصیف نمایند. این درواقع عصاره مفهوم نقد لوکاس است. نقد مطرح‌شده موردتوجه اکثر محققین و سیاست‌گذاران اقتصادی قرار گرفت به‌طوری‌که بعدازآن آزمون ثبات پارامترها در مدل‌های کلان اقتصادی ازجمله منحنی فیلیپس، در دستور کار قرار گرفت.

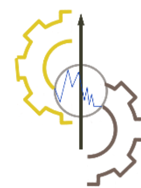
۳- پیشینه تحقیق

کرمی و مردانی [20] در پژوهشی تحت عنوان بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص‌های فقر و فساد در مناطق روستایی ایران با استفاده از روش داده‌های پانل، تلفیقی و یا تابلویی طی دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۷۹ نشان دادند که با افزایش نابرابری و نرخ مشارکت اقتصادی درصد خانوارهای فقیر و میزان فساد افزایش یافته است، اما افزایش نرخ پس‌انداز شدیدا متغیر سرانه فقر و فساد را کاهش داده است.

راغفر و محمدی‌فر [21] در پژوهشی تحت عنوان رویکردی تحلیلی در بررسی فقر در ایران با استفاده از شاخص‌های $FGT(a)$ و ضریب‌جینی طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۸۲ نشان داد که فقر نسبت‌به افزایش درآمدها حساس است، هرچند که توزیع درآمدها می‌تواند به‌عنوان عامل موثرتری به‌ویژه در شهرهای بزرگ درنظر گرفته شود. به‌علاوه تورم جنبه فقرمدارانه نداشته و افزایش قیمت‌ها به‌ویژه اقلام ضروری مانند مواد غذایی و مسکن می‌تواند وخامت وضعیت افراد فقیر را در پی داشته باشد.

فدایی و غفاری [22] در پژوهشی تحت عنوان بررسی تاثیر شاخص‌های حکمرانی خوب و اندازه دولت بر شاخص فساد در کشورهای گروه بریکس و ایران با استفاده از گشتاورهای تعمیم‌یافته GMM طی سال‌های ۲۰۱۶-۲۰۱۲ نشان دادند که شاخص کیفیت قوانین با ضریب ۲/۴ بیش‌ترین تاثیر را بر کاهش فساد داشته و شاخص اثربخشی دولت با ضریب ۰/۰۱، دارای کم‌ترین تاثیر است؛ هم‌چنین، افزایش شاخص‌های اندازه دولت و تورم به افزایش میزان فساد منجر خواهد شد. افزایش شهرنشینی نیز نوعی پرسشگری ایجاد می‌کند و نظارت را افزایش می‌دهد که درنهایت به کاهش فساد منجر می‌شود.

[1] Adaptive expectation



ادیب پور و کرباسی زاده [23] در پژوهشی تحت عنوان رانت نفتی و فساد در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا (حنا) با استفاده از داده‌های تابلویی طی دوره ۲۰۱۶-۲۰۰۳ نشان دادند که رانت نفتی تاثیر منفی و معناداری بر شاخص ادراک فساد دارد. افزایش درجه باز بودن اقتصاد، بهبود دموکراسی و بهبود کیفیت نهادی نیز به‌طور معناداری موجب کاهش فساد می‌شوند؛ اما سایر متغیرهای کنترلی تاثیر معناداری بر شاخص فساد ندارند. افزون‌بر این، متغیر کیفیت نهادی به‌عنوان شاخص تعدیل‌گر رابطه میان رانت نفتی و فساد درنظر گرفته شد که تاثیر معنادار آن بر رابطه میان این دو متغیر مورد تایید قرار نگرفت.

زروکی و همکاران [24] در پژوهشی تحت عنوان تحلیل عوامل موثر بر احتمال فقر و فساد خانوار در ایران، با تاکید بر نوع، با استفاده از روش داده‌های تابلویی و هم‌چنین رگرسیون لاجستیک طی سال ۱۳۹۵، نشان دادند که شاغل بودن سرپرست خانوار در بخش کشاورزی نسبت به بخش غیرکشاورزی با اثری نامطلوب و شاغل بودن در بخش عمومی نسبت به بخش خصوصی با اثری مطلوب بر احتمال فقر خانوار همراه است؛ هم‌چنین، احتمال فقیر بودن خانوار دارای سرپرست شاغل بخش کشاورزی نسبت به غیر کشاورزی، در مناطق روستایی کم‌تر از مناطق شهری بوده و احتمال فقیر بودن خانوار دارای سرپرست شاغل در بخش عمومی نسبت به بخش خصوصی، در مناطق روستایی کم‌تر از مناطق شهری است.

خراسانی و محمدی [25] در پژوهشی تحت عنوان تحلیل فضایی فقر روستایی در شهرستان کوهدشت با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی و تحلیل فضایی نشان دادند که مهم‌ترین عوامل تاثیرگذار در فقر روستایی و توزیع فضایی آن در این شهرستان به ترتیب مربوط به شاخص‌های درآمد و تسهیلات، آموزش، شاخص محیطی، شاخص خدماتی کالبدی، هزینه‌های خوراکی، هزینه‌های جانبی و اشتغال است.

اسچولز و همکاران [6] با استفاده از تجزیه‌وتحلیل رگرسیونی داده‌های اجرا قانون در مورد فساد برای ۷۹ منطقه روسیه طی دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۴ به بررسی فساد در روسیه پرداخته است. نتایج به این صورت به دست می‌آمد که با افزایش نسبی حقوق مقامات دولتی فساد اداری به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای کاهش می‌یابد.

اسکندر و ساراگیح [26] در تحقیقی با این عنوان که آیا فساد بر فقر اندونزی تاثیر دارد؟ با استفاده از روش *ARDL* و داده‌های شاخص فقر در دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۷ به بررسی رابطه بین فقر و فساد پرداخته‌اند. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که فساد در بلندمدت با فقر رابطه مثبت معنی‌داری دارد.

مومو و آتاه [27] در تحقیقی با عنوان فساد و پارادوکس فقر در نیجریه با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی به بررسی رابطه‌ها بین فقر و فساد پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که بین فساد و فقر در نیجریه رابطه قوی وجود دارد.

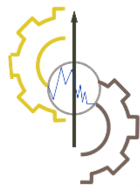
فیلدز [28] به بررسی رابطه مشاغل آزاد و فقر در کشورهای درحال‌توسعه با استفاده از روش توصیفی و تفسیری طی سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۱۱ پرداخته است. او افزایش درآمد فقرا را یک راه‌حل موثر برای خروج از فقر در جهان معرفی می‌کند. دو سیاست کلیدی در مبارزه با فقر، افزایش بازده مشاغل آزاد و ایجاد فرصت‌های بیش‌تر برای انتقال از مشاغل آزاد به مشاغل عمومی با دستمزد بالاتر است. دولت‌ها باید از مشاغل آزاد به‌عنوان ابزاری برای ایجاد فرصت‌های معیشتی برای فقرا و گسترش فرصت‌های شغلی با دستمزد مناسب حمایت کنند.

صلاح‌الدین و همکاران [29] در پژوهشی تحت عنوان جهانی‌شدن فقر و فساد، عقب‌ماندگی پیشرفت در آفریقای جنوبی با استفاده از داده‌های سری زمانی در مدل رگرسیون لجستیک طی سال‌های ۲۰۱۶-۱۹۹۱ نشان دادند که جهانی‌سازی فقر را کاهش می‌دهد درحالی‌که فساد را تشدید می‌کند. یافته‌های جهانی‌سازی در مورد معیارهای مختلف فقر قوی است درحالی‌که نتایج یک‌طرفه نشان می‌دهد فساد، موجب افزایش فقر نیز می‌گردد.

با بررسی مطالعات انجام‌شده، می‌توان نتیجه گرفت که در ایران، مطالعه‌ای که با استفاده از روش‌های علیت گرنجر هشیائو، تودا و یاماماتو برای بررسی رابطه علیت بین فقر و فساد پرداخته شده باشد، انجام نشده است؛ بنابراین، با توجه به این خلا مطالعاتی، انجام مطالعه پیشرو حایز اهمیت است.

۴- مواد و روش‌ها

در این بخش به‌صورت اجمالی به معرفی آزمون‌های علیت‌گرنجر-هشیائو [30] و تودا و یاماماتو [31] پرداخته می‌شود. آزمون علیت گرنجر-هشیائو در دو مرحله انجام می‌شود. در مرحله اول، مجموعه‌ای از رگرسیون‌های خودرگرسیو روی متغیر وابسته تخمین زده می‌شود. در معادله رگرسیون اول، متغیر وابسته یک وقفه خواهد داشت و در رگرسیون‌های بعدی به ترتیب یک وقفه اضافه خواهد شد. رگرسیونی که تخمین زده می‌شود به شکل زیر خواهد بود:



$$Y_t = a + \sum_{i=1}^{m} \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_{1t}. \qquad (۶)$$

در مرحله بعد تعداد وقفه مناسب براساس آماره‌های آکائیک و شوارتز تعیین‌شده و سپس برای هر معادله رگرسیون معیار خطا نهایی پیش‌بینی[1] را به‌صورت زیر محاسبه می‌نماییم:

$$FPE(m) = \frac{T+m+1}{T-m-1} * \frac{ESS(m)}{T}. \qquad (۷)$$

که در آن T حجم نمونه و مجموع مربعات پسماند[2] است. طول وقفه بهینه (m^*) طول وقفه‌ای خواهد بود که حداقل معیار خطا نهایی پیش‌بینی را ایجاد کند. در مرحله دوم، هنگامی‌که m^* تعیین شد، مطالعه‌های رگرسیونی به فرم زیر با وقفه‌هایی که بر متغیر دیگر اعمال می‌شود، تخمین زده می‌شود:

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^{m} \beta_i Y_{t-i} + \gamma_j X_{t-j} + \varepsilon_{2t}. \qquad (۸)$$

سپس، معیار خطا نهایی پیش‌بینی را برای هر معادله رگرسیون به روش زیر محاسبه می‌شود:

$$FPE(m^*.n) = \frac{T+m^*+n+1}{T-m^*-n-1} * \frac{ESS(m^*.\ n)}{T}. \qquad (۹)$$

طول وقفه بهینه متغیر X طول وقفه‌ای است که حداقل معیار خطا نهایی پیش‌بینی را ایجاد کند. حال به‌منظور انجام علیت گرنجری $FPE(m^*)$ را با $FPE(m^*.n^*)$ مقایسه می‌کنیم. اگر $FPE(m^*) < FPE(m^*.n^*)$ باشد، درنتیجه X علت گرنجری Y نیست. ولی اگر $FPE(m^*) > FPE(m^*.n^*)$ باشد، X علت گرنجری Y است.

نکته موردتوجه در آزمون علیت گرنجر هشیائو آن است که در این روش لازم است تمام متغیرها پایا باشند و در صورت ناپایایی متغیرها باید ابتدا از آن‌ها تفاضل‌گیری نمود تا پایا شوند و سپس از تفاضل پایا آن‌ها برای انجام آزمون استفاده کرد [32]،[33].

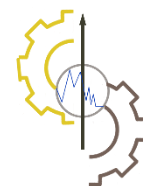
تودا و یاماماتو [31] یک روش ساده به‌صورت تخمین یک مدل توضیح خود رگرسیون برداری[3] تعدیل‌یافته برای بررسی رابطه علیت گرنجری پیشنهاد کردند. آن‌ها استدلال می‌کنند که این روش حتی در صورت وجود یک رابطه هم‌جمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌های بهینه مدل VAR، (k) و سپس درجه پایایی ماکزیمم (d) را تعیین کرد و یک مدل خودتوضیح‌برداری را با تعداد وقفه‌های (k+d) تشکیل داد. فرآیند انتخاب وقفه زمانی معتبر است که $k \geq d$ باشد.

$$Y_t = \sum_{i=1}^{k+d} \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} \theta_i X_{t-i} + u_t. \qquad (۱۰)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^{k+d} \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} \delta_i X_{t-i} + \varepsilon_t. \qquad (۱۱)$$

برای آزمون این فرضیه که X علت گرنجری Y نیست، $\theta_i = 0$ را آزمون می‌کنیم. اگر این فرضیه رد نشود، در این صورت X علیت گرنجری Y نخواهد بود [34].

[1] Final Prediction Error (FPE)
[2] Sum of Squared Error (SSE)
[3] Vector Autoregression (VAR)



۵- نتایج و بحث

این پژوهش ازلحاظ روش، علی–تحلیلی و ازنظر هدف، کاربردی بوده و روش جمع‌آوری اطلاعات نیز از نوع اسنادی–کتابخانه‌های است و تلاش شده است تا با استفاده از داده‌های مربوط به متغیرهای فساد[۱]، به‌عنوان متغیر وابسته، فقر نسبی[۲]، تولید ناخالص داخلی[۳]، نیروی کار[۴]، سرمایه‌گذاری عمرانی[۵]، نرخ تورم[۶]، نرخ بیکاری[۷] و نرخ رشد دستمزد[۸] در کشورهای خاورمیانه طی سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۰ فرضیه‌های تحقیق به بوته آزمون گذارده شود. منبع مورداستفاده برای جمع‌آوری داده‌ها، بانک جهانی طی سال‌های مذکور می‌باشد.

هم‌چنین با توجه به این‌که دوره موردبررسی در این تحقیق ۸ سال و براساس کشورهای خاورمیانه است، برای آزمون علیت استاندارد گرنجری، نیاز به بررسی رابطه بلندمدت و هم‌جمعی بین متغیرها می‌باشد و با توجه به این‌که در آزمون علیت تودا و یاماماتا اطلاعات در مورد ویژگی‌های هم‌جمعی سیستم ضروری نیست؛ بنابراین، در این تحقیق به‌منظور بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرها از روش تودا و یاماماتو استفاده می‌شود. به‌منظور قوت بخشیدن به نتایج، از روش علیت هشیائو نیز برای بررسی رابطه علیت گرنجری بین متغیرها استفاده می‌شود و سپس نتایج این دو روش با یکدیگر مقایسه خواهند شد.

۵-۱- نتایج آزمون پایایی متغیرها

ابتدا با توجه به اهمیت بررسی مانایی در داده‌های تابلویی در قابل‌اتکا بودن نتایج آزمون‌های آماری اقدام به بررسی مانایی داده‌ها با استفاده از آزمون‌های لیون، لین و چاو (LCC) و ایم – پسران و شین استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون‌ها وجود ریشه واحد و یا نامانابودن متغیر را موردبررسی قرار می‌دهد و فرضیه مقابل نشان‌دهنده عدم وجود ریشه واحد در داده‌های پانلی است. در این‌جا به بررسی مانایی برای کشورهای خاورمیانه می‌پردازیم. نتایج آزمون مانایی داده‌ها به‌صورت خلاصه در **جدول ۱** گزارش شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون مانایی متغیرهای مدل در کشورهای خاورمیانه.

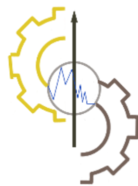
Table 1- Results of manay test of model variables in middle east countries.

متغیرها	نوع آزمون	آزمون مانایی متغیرها در سطح		تفاضلات مرتبه اول	
		مقدار آماره	احتمال	مقدار آماره t	احتمال
	Levin, Lin & Chu	-3.0020	0.0226	-	–
	Im, Pesaran and Shin	-4.3768	0.0000	–	–
	Levin, Lin & Chu	2.2312	0.9889	-8.1688	0.0000
	Im, Pesaran and Shin	4.6676	0.1000	-8.3702	0.0000
	Levin, Lin & Chu	5.4607	0.0000	–	–
	Im,Pesaran and Shin	-7.1652	0.0000	–	–
	Levin, Lin & Chu	-2.3029	0.0000	–	–
	Im,Pesaran and Shin	-2.6758	0.0000	–	–
	Levin, Lin & Chu	-4.7556	0.0000	–	–
	Im, Pesaran and Shin	0.2376-	0.4061	7.2711	0.0000
	Levin, Lin & Chu	-6.2323	0.0000	–	–
	Im,Pesaran and Shin	-6.8540	0.0000	–	–
	Levin, Lin & Chu	-4.6340	0.0001	–	–
	Im, Pesaran and Shin	-1.4330	0.0759	-11.2241	0.0000
	Levin, Lin & Chu	-3.6540	0.0001	–	–
	Im,Pesaran and Shin	-1.4733	0.0759	-11.2241	0.0000

نتایج حاصل از بررسی پایایی متغیرهای مدل نشان می‌دهد همان‌طور که در **جدول ۱** مشخص است، به‌جز متغیرهای فقر نسبی،

[1] Corruption
[2] Poverty (POV)
[3] Gross Domestic Product (GDP)
[4] Labor Force (LAF)
[5] Construction Investment (CI)
[6] Inflation Rate (IN)
[7] Unemployment Rate (UR)
[8] Wage Growth rate (WG)

سرمایه‌گذاری عمرانی، نرخ بیکاری و نرخ رشد دستمزد که با تفاضل گیری در مرتبه اول مانا می‌شوند، مابقی متغیرها با رد فرضیه صفر مبتنی بر وجود ریشه واحد، در سطح مانا شده‌اند.



۵-۲- نتایج آزمون علیت تودا و یاماماتو در کشورهای خاورمیانه

به‌منظور بررسی رابطه علیت کوتاه‌مدت بین متغیرهای مصرف حامل‌های انرژی (نفت سفید، گاز مایع، بنزین و گازوییل) و رشد اقتصادی، بر اساس آزمون‌های تودا و یاماماتو و علیت هشیائو، از الگوی خود رگرسیونی در داده‌های تابلویی[1] شامل متغیرهای *COR* و *POV* با معادلاتی نظیر **معادله (۱۲)** و **معادله (۱۳)** و با تعداد دو وقفه استفاده می‌کنیم.

تعداد دو وقفه از جمع رتبه مدل *panel VAR* و درجه پایایی ماکزیمم (طبق نتایج **جدول ۱**) به‌دست آمده است. رتبه مدل *panel VAR* نیز با توجه به معنی‌داری ضرایب مقادیر وقفه‌دار متغیرها، یک به‌دست آمده است؛ بنابراین، فرم تبعی معادلات به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\Delta POV_{i.t} = \sum_{j=1}^{k+d} \beta_j POV_{i.t-j} + \sum_{j=1}^{k+d} \theta_j COR_{i.t-j} + u_{i.t}. \qquad (۱۲)$$

$$\Delta COR_{i.t} = \sum_{j=1}^{k+d} \beta_j COR_{i.t-j} + \sum_{j=1}^{k+d} \theta_j POV_{i.t-j} + u_{i.t}. \qquad (۱۳)$$

در **جدول ۲** نتایج آزمون معنی‌داری ضرایب با وقفه متغیرهای به‌کار رفته در معادله‌های مدل *panel VAR* نشان داده شده است.

جدول ۲- نتایج آزمون علیت تودا و یاماماتو در کشورهای خاورمیانه.

Table 2- The results of Toda and Yamamoto's causality test in the Middle East countries.

وقفه بهینه	معیار آکاییک برای وقفه دوم	معیار آکاییک برای وقفه اول	متغیر	متغیر وابسته
2	133.20	1260.31	COR	
1	542.10	5420.29	POV	

همان‌طور که در **جدول ۲** ملاحظه می‌شود، فرضیه صفر برای مدل دوم فساد که به‌عنوان متغیر وابسته است، رد نمی‌شود؛ به‌عبارتی یک رابطه علیت گرنجری یک‌طرفه از طرف فقر نسبی به فساد در کشورهای خاورمیانه وجود دارد.

۵-۳- نتایج تعیین طول وقفه بهینه POV و COR

از روش علیت گرنجر-هشیائو نیز برای بررسی رابطه علیت کوتاه‌مدت بین متغیر فساد و فقر نسبی استفاده شده است. در این روش لازم است ابتدا هر متغیر را روی مقدار وقفه‌دار خود رگرس نموده و طول وقفه بهینه را از طریق آماره آزمون آکاییک تعیین نماییم. در مرحله بعد مقادیر وقفه‌دار متغیر دوم را در مدل لحاظ نموده و وقفه بهینه آن را نیز از طریق مقدار آکاییک تعیین می‌کنیم.

جدول ۳- تعیین طول وقفه بهینه POV و COR.

Table 3- Determining the optimal interval length of POV and COR.

وقفه بهینه	معیار آکاییک برای وقفه دوم	معیار آکاییک برای وقفه اول	متغیر	متغیر وابسته
2	754.22	1205.14	COR	
2	7202.22	6412.01	POV	

جدول ۴- تعیین طول وقفه بهینه COR و POV.

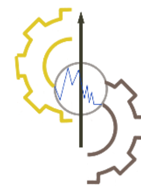
Table 4- Determining the optimal interval length of COR and POV.

وقفه بهینه	معیار آکاییک برای وقفه دوم	معیار آکاییک برای وقفه اول	متغیر	متغیر وابسته
2	133.20	1260.31	COR	
1	542.10	5420.29	POV	

نتایج **جدول‌های ۳** و **۴** نشان می‌دهد که وقتی متغیر وابسته فساد *COR* است، مقدار وقفه بهینه فساد و فقر نسبی برابر ۲ بوده و

[1] Panel VAR

درصورتی‌که متغیر وابسته فقر باشد، مقدار وقفه بهینه فقر نسبی برابر ۱ و مقدار وقفه بهینه فساد برابر ۲ می‌باشد؛ بنابراین، رابطه‌ها آن‌ها به‌صورت زیر است:



$$\Delta COR_{i.t} = \beta_1 POV_{i.t-1} + \beta_2 POV_{i.t-2} + \theta_1 COR_{i.t-1} + \theta_2 COR_{i.t-2} + u_{i.t}. \quad (۱۴)$$

$$\Delta POV_{i.t} = \beta_1 POV_{\ i.t-1} + \theta_1 COR_{\ i.t-1} + \theta_2 COR_{i.t-2} + u_{i.t}. \quad (۱۵)$$

با توجه به **رابطه‌های (۱۴)** و **(۱۵)** و نتایج **جدول‌های ۳** و **۴** درصورتی‌که متغیر وابسته POV باشد، از آن‌جا که $FPE(2) < FPE(2.2)$ است؛ لذا فساد، علیت گرنجری فقر نسبی، در کشورهای خاورمیانه نمی‌باشد؛ هم‌چنین، زمانی که متغیر وابسته COR است، چون $FPE(2) > FPE(2.1)$ است، می‌توان بیان کرد که فقر نسبی، علیت گرنجری فساد، در کشورهای خاورمیانه است.

بنابراین، در یک جمع‌بندی کلی می‌توان گفت که نتایج به‌دست‌آمده از روش علیت گرنجر-هشیائو با نتایج حاصل از آزمون علیت تودا و یاماماتو سازگار می‌باشد و با توجه به این‌که متغیر وابسته فساد COR است، چون $FPE(2) > FPE(2.1)$ است، فقر نسبی علت گرنجری فساد COR در کشورهای خاورمیانه است. پس بر اساس نتایج به‌دست‌آمده این پژوهش، نقش فقر نسبی در جهت رسیدن فساد بسیار حایز اهمیت می‌کند. به‌نحوی‌که تغییر در فقر نسبی می‌تواند تاثیر به‌سزایی در عملکرد این بخش‌ها به‌منظور رسیدن به فساد بگذارد.

۶- جمع‌بندی کلی و پیشنهادها

فقر و فساد در ارتباط متقابل باهم قرار دارند و تحت تاثیر جریان‌های عمده جهانی، منطقه‌ای و ملی قرار دارند. در این مقاله به بررسی رابطه علیت بین فقر نسبی و فساد در کشورهای خاورمیانه با استفاده از رهیافت علیت گرنجر، گرنجر-هشیائو و تودا و یاماماتو در داده‌های تابلویی برای سال‌های ۱۳۹۸-۱۳۹۰ پرداخته شد. برای این منظور از متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نیروی‌کار، سرمایه‌گذاری عمرانی، نرخ تورم، نرخ بیکاری و نرخ رشد دستمزد نیز استفاده گردید.

نتایج حاصل از تخمین مدل بر اساس هر دو رهیافت موردمطالعه (رهیافت علیت گرنجر، گرنجر-هشیائو و تودا و یاماماتو در داده‌های تابلویی)، نشان می‌دهد که بین متغیرهای فقر نسبی و فساد، یک رابطه علیت یک‌طرفه از سوی فقر نسبی به فساد کشورهای خاورمیانه برقرار است. این بدان معناست که با افزایش فقر نسبی، فساد افزایش پیدا می‌کند و این رابطه علی یک‌طرفه در هر دو رویکرد علیت تایید می‌شود.

مسلما امحای کامل فقر نیازمند پیش‌شرط‌های فراوانی است که با شرایط خاص و درگرو رشد و توسعه اقتصادی محقق می‌شود. رشد اقتصادی نیازمند ایجاد بسترهای نهادی و قانونی فراوانی است که از آن جمله مقابله با تورم مزمن، رقابتی کردن فعالیت‌های اقتصادی، حذف یا کاهش موانع ورود به فعالیت‌های اقتصادی، ارایه تسهیلات ارزان‌قیمت به فعالیت‌های کوچک و متوسط به‌منظور افزایش بهره‌وری و ایجاد فرصت‌های شغلی، ایجاد امکانات به‌منظور دسترسی طبقه ضعیف به بازارهای مالی و ارایه تسهیلات ارزان‌قیمت مسکن به فقرا، هدفمند کردن یارانه‌ها، رایگان شدن آموزش و بهداشت و درمان برای طبقه ضعیف اجتماع، ارایه پوشش تامین‌اجتماعی، مبارزه با رانت جویی و فساد، حاکمیت قانون در جامعه و التزام عملی به اجرای قوانین، مسئولیت‌پذیری هرچه بیش‌تر مسئولان به رفع نیازهای افراد فقیر، اعمال سیاست‌های کنترل جمعیت، واگذاری صنایع دولتی، آزادسازی تدریجی و نظایر آن‌ها همه و همه می‌تواند مهم‌ترین هدف آرمانی دولت را که همان مقابله با فقرو نابرابری اجتماعی است محقق کند.

منابع

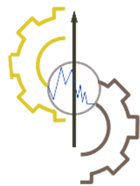
[1] Gupta, S., Davoodi, H., & Alonso-Terme, R. (2002). Does corruption affect income inequality and poverty? *Economics of governance*, *3*, 23–45. https://doi.org/10.1007/s101010100039

[2] Dincer, O. C., & Gunalp, B. (2008). *Corruption, income inequality, and poverty in the United States*. DOI:10.2139/SSRN.1158446

[3] Ünver, M., & Koyuncu, J. Y. (2016). The impact of poverty on corruption. *Journal of economics library*, *3*(4), 632–642.

[4] Ajisafe, R. A. (2016). Corruption and poverty in Nigeria: evidence from ardl bound test and error correction model. *Journal of emerging trends in economics and management sciences*, *7*(3), 156–163.

[5] Ogboru, I., & Abimiku, A. C. (2010). *The impact of corruption on poverty reduction efforts in Nigeria*. http://dspace.unijos.edu.ng/handle/10485/1254



[6] Schulze, G. G., Sjahrir, B. S., & Zakharov, N. (2016). Corruption in Russia. *The journal of law and economics*, *59*(1), 135–171.

[7] Lipsey, R. G. (1960). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862-1957: a further analysis. *Economica*, *27*(105), 1–31. https://doi.org/10.2307/2551424

[8] Hume, D. (2017). *The letters of David Hume* (Vol. 1). Oxford University Press. DOI:10.1093/ACTRADE/9780199693245.BOOK.1

[9] Fisher, I. (1926). A statistical relation between unemployment and price changes. *International labour review*, *13*, 785. https://heinonline.org/HOL/LandingPage?handle=hein.journals/intlr13&div=43&id=&page=

[10] Klein, L. R., & Goldberger, A. S. (1955). *An econometric model of the United States, 1929-1952*. North-Holland Publishing. https://cir.nii.ac.jp/crid/1130282269685862144

[11] Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, *25*(100), 283–299.

[12] Perry, G. L. (1964). The determinants of wage rate changes and the inflation-unemployment trade-off for the United States. *The review of economic studies*, *31*(4), 287–308.

[13] Akerlof, G. A., Dickens, W. T., Perry, G. L., Bewley, T. F., & Blinder, A. S. (2000). Near-rational wage and price setting and the long-run Phillips curve. *Brookings papers on economic activity*, *2000*(1), 1–60.

[14] Samuelson, P. A., & Solow, R. M. (1960). Analytical aspects of anti-inflation policy. *The american economic review*, *50*(2), 177–194.

[15] Phelps, E. S. (1967). Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, *34*(135), 254–281. https://doi.org/10.2307/2552025

[16] Friedman, H. (1968). Magnitude of experimental effect and a table for its rapid estimation. *Psychological bulletin*, *70*(4), 245-251.

[17] Gorji, I., & Iqbali, A. (2007). Estimation of the Phillips curve in Iran: a new perspective. *Journal of economic research (tahghighat-e- eghtesadi)*, *42*(3). (**In Persian**). https://jte.ut.ac.ir/article_19156.html

[18] Lucas Jr, R. E. (1976). *Econometric policy evaluation: a critique* [presentation]. Carnegie-rochester conference series on public policy (Vol. 1, pp. 19–46). https://web.sgh.waw.pl/~atoroj/makroekonomia_zaawansowana/lucas76.pdf

[19] Fuhrer, J., & Moore, G. (1995). Inflation persistence. *The quarterly journal of economics*, *110*(1), 127–159. https://doi.org/10.2307/2118513

[20] Kerami, A., & Mardani, Y. (2015). The impacts of macroeconomic variables on poverty in rural areas of Iran. *Agricultural economics research*, *7*(26), 109–123. (**In Persian**). https://jae.marvdasht.iau.ir/article_866.html

[21] Raghfar, H., Mohammadifard, Z., & Mohazab, K. S. (2013). The measurement of multidimensional povertyin Tehran. *The economic reseach*, *13*(2), 1–16. (**In Persian**). https://www.magiran.com/paper/1145939 LK - https://www.magiran.com/paper/1145939

[22] Fadaei, M., & Ghaffari, S. (2017). Investigating the effect of good governance indicators and government size on the corruption index in BRICS countries and Iran. *Public administration perspective*, *8*(4), 65–86. (**In Persian**). https://jpap.sbu.ac.ir/article_96164.html

[23] Adibpour, M., & Karbasizadeh, S. (2019). The effect of oil rent on corruption in selected meddle east and north africa countries (MENA). *Economic modelling*, *12*(44), 47–72. (**In Persian**). https://eco.firuzkuh.iau.ir/article_663780.html

[24] Zaroki, S., Karimi Moghari, Z., & Etemadi, S. (2020). Analysis of the effective factors on the probability of household poverty in Iran with emphasis on type of occupation. *Journal of applied economics studies in iran*, *9*(36), 89–121. (**In Persian**). DOI:10.22084/aes.2020.20998.3014

[25] Mohammad Amin, K., & Majid, M. (2021). Spatial analysis of rural poverty in Kohdasht city. *Spatial planning*, *11*(2), 23–48. (**In Persian**). https://www.sid.ir/fileserver/jf/953-262226-fa-1062042.pdf

[26] Iskandar, A., & Saragih, R. (2018). Does corruption affect poverty in Indonesia? *Journal bppk: badan pendidikan dan pelatihan keuangan*, *11*(1), 1–14.

[27] Attah, P., & Momoh, Z. (2018). Corruption and the paradox of poverty in Nigeria Zakary momoh. *Global journal of applied, management and social sciences*, *15*, 140–148.

[28] Fields, K. (1995). *Enterprise and the State in Korea and Taiwan*. Cornell University Press. https://soundideas.pugetsound.edu/faculty_pubs/756/

[29] Salahuddin, M., Vink, N., Ralph, N., & Gow, J. (2020). Globalisation, poverty and corruption: retarding progress in South Africa. *Development southern africa*, *37*(4), 617–643.

[30] Hsiao, C. (1981). Autoregressive modelling and money-income causality detection. *Journal of monetary economics*, *7*(1), 85–106.

[31] Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, *66*(1–2), 225–250.

[32] Dehghani, A. (2015). Causality relationship between research and development Intensity and market structure in Iraninan textiles industries (a hsiao- granger causality in the panel data). *Journal of applied economics studies in iran*, *3*(12), 149–164. (**In Persian**). https://aes.basu.ac.ir/article_1004.html

[33] Fatai, K., Oxley, L., & Scrimgeour, F. G. (2004). Modelling the causal relationship between energy consumption and GDP in New Zealand, Australia, India, Indonesia, the Philippines and Thailand. *Mathematics and computers in simulation*, *64*(3–4), 431–445.

[34] Arman, S. A., & Zare, R. (2005). An investigation of granger causal relationship between energy consumption & economic growth in Iran (1967-2002). *Iranian journal of economic research*, *7*(24), 117–143. (**In Persian**). https://ijer.atu.ac.ir/article_3734_6fd1b5f6aaa544f30335a7a550fb358d.pdf?lang=en